



Количественные критерии обоснования тождественности вторичных следов на пулях, выстреленных из АК-74

В.А. Федоренко

ФГБОУ ВО Саратовский национальный исследовательский государственный университет им. Н.Г. Чернышевского, Саратов 410012, Россия

Аннотация. В работе сравнивается эффективность обоснования тождественности малоинформативных следов полей нарезов двумя методами: последовательно совпадающих трасс (CMS-метод) и вероятностным. Исследование проводили по 48 парам совпадающих следов и 66 парам несовпадающих следов. В соответствии с CMS-методом был определен критерий отнесения следов к тождественным, по которому к заведомо несовпадающим (непарным) следам было допущено одно ложное положительное утверждение. При анализе совпадающих пар следов, выделенных экспертом как тождественные, порядка 50 % из них было пропущено. Анализ этих же следов с помощью вероятностного метода показал, что если за критерий тождественности следов принять значение вероятности равное 5×10^{-3} , то из 16 пар следов, тождество которых определено экспертом, не будет пропущено ни одной пары. При этом не будет сделано ни одного ложного положительного утверждения. Таким образом, показано, что вероятностный метод оценки тождественности следов более эффективен, а обосновать категорический отрицательный вывод при сравнении малоинформативных следов, содержащих малое число трасс, практически невозможно.

Ключевые слова: следы полей нарезов, CMS-метод, распределение Пуассона, совпадающие трассы, идентификация оружия, судебная баллистическая экспертиза

Для цитирования: Федоренко В.А. Количественные критерии обоснования тождественности вторичных следов на пулях, выстреленных из АК-74 // Теория и практика судебной экспертизы. 2019. Том 14. № 3. С. 54–62. <https://doi.org/10.30764/1819-2785-2019-14-3-54-62>

Quantitative Identification Criteria for Secondary Toolmarks on Bullets Shot from AK-74

Vladimir. A. Fedorenko

Saratov State University, Saratov 410012, Russia

Abstract. The paper compares the effectiveness of identifying low-count land marking patterns using the method of consecutively matching striations (CMS method) and the probabilistic method. The study was conducted on 48 pairs of matching toolmarks and 66 pairs of non-matching toolmarks. The criterion for assigning a positive match that was determined using the CMS method yielded one false positive in the analysis of known non-matches. Approximately 50% of matching pairs of toolmarks identified by the expert were omitted in the analysis. The application of the probabilistic method showed that out of the same 16 pairs of matches identified by the expert, no pair will be missed if the probability value of 5×10^{-3} is taken as the identification criterion. No false positive statement will be made either. Thus it is shown that the probabilistic method of toolmark identification is more effective. It was demonstrated to be practically impossible to justify elimination when comparing low-count toolmark patterns.

Keywords: land markings, consecutively matching striations, Poisson distribution, firearms identification, forensic ballistics, matching toolmarks

For citation: Fedorenko V.A. Quantitative Identification Criteria for Secondary Toolmarks on Bullets Shot from AK-74. *Theory and Practice of Forensic Science*. 2019. Vol. 14. No. 3. P. 54–62. (In Russ.). <https://doi.org/10.30764/1819-2785-2019-14-3-54-62>

Введение

Актуальность темы обусловлена отсутствием количественных критериев обоснования категорических положительных выводов при идентификации оружия по следам на выстреленных пулях. Эта проблема подробно обсуждалась в ряде работ¹ [1], и была признана необходимость разработки математических моделей, позволяющих количественно оценивать комплекс совпадающих признаков в сравниваемых следах при идентификации оружия и в конечном счете объективизировать формулирование категорических положительных выводов о криминалистической тождественности следов. В настоящее же время формирование категорического положительного вывода в основном опирается на личный опыт и внутреннее убеждение эксперта.

Еще в 1959 году А. Биасотти (Biasotti) [2] при обосновании тождественности динамических следов на выстреленных пулях предложил учитывать серии из последовательно совпадающих трасс (CMS-метод). Данный метод был протестирован на следах с большим числом трасс (от 30 до 90). Проведенные исследования двумерных изображений следов показали, что для обеспечения высокой уникальности комплекса совпадающих признаков в сравниваемых следах должна совпадать хотя бы одна серия, состоящая не менее чем из 8 последовательно совпадающих трасс, или две серии, состоящие не менее чем из 5 трасс каждая. Математическая модель данной методики достаточно подробно изложена в ряде работ [3, 4].

¹ PCAST. Report to the President. Forensic Science in Criminal Courts: Ensuring Scientific Validity of Feature-Comparison Methods. September 2016. <http://www.documentcloud.org/documents/3121011-Pcast-Forensic-Science-Report-Final.html>

Оригинальные идеи оценки уникальности динамических следов и их пригодности для идентификации представил Л.Г. Грановский в 1985 году [5]. Он определил понятие независимых структурных элементов динамических следов, в качестве которых предложил рассматривать число трасс, дискретные значения ширины трасс и интервалы между ними. Л.Г. Грановский показал, что след может быть признан пригодным к идентификации, если он содержит не менее 19 независимых элементов. Однако в работе не рассматривалось сравнение следов, поэтому отсутствует понятие несовпадающих трасс и не изучено их влияние на оценку уникальности комплекса совпадающих трасс.

Методика, альтернативная CMS-методике, основанная на оценке вероятности совмещения комплексов трасс в сравниваемых вторичных следах, описана ранее [6, 7]. В ней предлагается учитывать общее число трасс в сравниваемых следах, число совмещенных трасс, а также их ширину в сериях, сформированных последовательно совпадающими трассами. Методика была успешно протестирована на высокоинформативных следах с числом трасс от 30 до 70.

Однако немало моделей нарезного оружия характеризуется формированием на выстреленных пулях малоинформативных следов с малым числом трасс. К таким моделям относится автомат Калашникова калибра 5,45 мм (АК-74). Часто во вторичных следах на пулях, выстреленных из данного оружия, присутствует всего одна-три трассы, которые при этом не отличаются высокой устойчивостью (рис. 1). Следы полей нарезов на пулях, выстреленных из АК-74, характеризуются следующими особенностями:

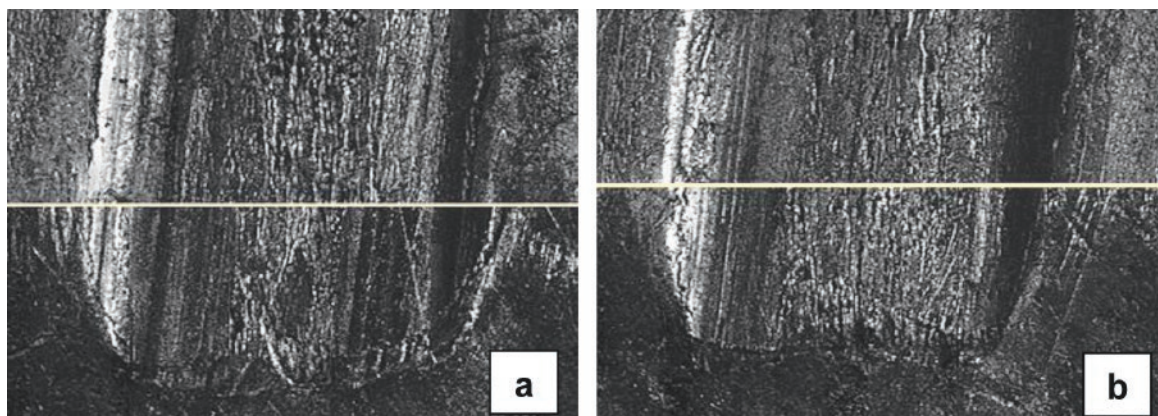


Рис. 1. Совмещение следов: а – несовпадающие следы; б – совпадающие следы

Fig. 1. Comparison of striated toolmark patterns: a – non-matching toolmarks; b – matching toolmarks

1) ширина вторичных следов порядка 1,1 мм;

2) трассы от холостой и боевой грани размыты и не имеют четко выраженных границ, поэтому при сравнении несовпадающих малоинформативных следов часто удается совместить хотя бы одну трассу (рис. 1);

3) как правило, в следах присутствуют одна-три трассы, но бывают следы без трасс, только с потертостями.

Из-за малой информативности следов высока вероятность, что эксперт пропустит парные следы, а также не сможет обосновать категорический отрицательный вывод для несовпадающих следов. Поэтому идентификация оружия по таким следам является сложной задачей. К тому же до настоящего времени не были определены критерии потенциальной тождественности таких следов как CMS-методом, так и вероятностным методом.

Цель работы

Для оценки эффективности названных выше методов предварительно были разработаны критерии отнесения сравниваемых следов к тождественным в соответствии с обоими методами. Затем результаты исследований тестовых совпадающих (парных) и несовпадающих (непарных) следов обоими методами были сопоставлены между собой.

Материалы и методы

В исследовании использовали двумерные изображения разверток боковых поверхностей пуль с линейным разрешением 4 мкм, полученные с помощью автоматизированной баллистической идентификационной системы POISC. При сравнении следов к совпадающим трассам относили удовлетворяющие следующим критериям: значения ширины совмещаемых трасс раз-

личаются не более чем на 30 %; при совмещении следов совпадающие трассы перекрываются по ширине не менее чем на 70 % по широкой трассе.

В качестве примера, иллюстрирующего корректность данного критерия, на рис. 2 представлено изображение фрагмента совмещенных вторичных следов, характерных для пистолета Макарова, при стандартном увеличении (рис. 2а) и при увеличении порядка 200 крат (рис. 2б). На последнем рисунке светлыми линиями выделены совпадающие трассы, область пересечения которых порядка 70 %. На рисунке хорошо заметна и вариативность трасс по ширине.

Определение критерия тождественности малоинформативных вторичных следов CMS-методом

Для определения статистических критериев А. Биасотти [2] было проведено сравнение 48 пар совпадающих следов и 66 пар несовпадающих следов. CMS-модель основана на предположении, что все трассы равномерно распределены по следу и независимы друг от друга. В работе [2] показано, что серии с максимальным числом последовательно совпадающих трасс в сравниваемых следах (как в совпадающих, так и несовпадающих) подчиняются распределению Пуассона:

$$P_i \cong \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda}, \quad (1)$$

где λ – математическое ожидание или средняя длина серий с максимальным числом трасс (длина определяется числом трасс); i – число трасс максимальной серии (длина серии).

Значение λ в распределении Пуассона рассчитывается по формуле:

$$\lambda = \sum_{i=0}^m i * p_i = 0 * p_0 + 1 * p_1 + 2 * p_2 + \dots + m * p_m, \quad (2)$$

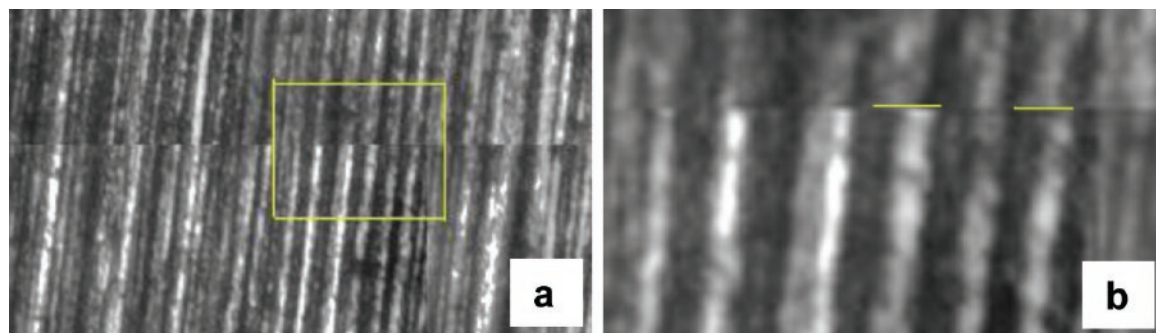


Рис. 2. Совмещение трасс в следах на пулях, выстреленных из одного экземпляра оружия
Fig. 2. Agreement of striations in toolmarks on bullets shot from the same firearm

Таблица 1. Парные следы ($n = 48$)**Table 1.** Matches ($n = 48$)

i	0	1	2	3	4
n_i	8	18	14	8	–
$p_i = n_i/n$	0,166	0,37	0,29	0,166	–

Таблица 2. Непарные следы ($n = 66$)**Table 2.** Non-matches ($n = 66$)

i	0	1	2	3	4
n_i	21	31	13	1	–
$p_i = n_i/n$	0,32	0,47	0,19	0,015	–

где m – максимальная длина серий, которые могут присутствовать в сравниваемых следах; $p_i = n_i/n$ – вероятность присутствия в следе максимальной серии длиной i ; n_i – число следов, в которых присутствуют максимальные серии, состоящие из i трасс; n – общее число сравниваемых пар следов. Для заведомо парных и непарных следов распределения Пуассона будут разными.

Экспериментальное определение критерия тождественности следов в соответствии с CMS-методом заключалось в определении числа пар совпадающих и несовпадающих следов с максимальными сериями длиной $i = 0; 1; 2; \dots m$. Максимальной серией с $i = 0$ считается, когда не удается совместить ни одной трассы.

Статистический анализ был проведен по 48 парам заведомо совпадающих следов и 66 парам несовпадающих следов. Исследуемые пули были выстрелены из 12 экземпляров автомата АК-74.

В дальнейшем парные следы будем обозначать индексами sg и непарные следы – dg , как было принято в работах [2, 3]. Результаты представлены в таблицах 1 и 2.

Видно, что серия из 4 трасс ни разу не появилась в 114 анализируемых парах следов, а наиболее вероятной максимальной серией является совмещение одной трассы как в совпадающих, так и несовпадающих следах. Поэтому значения λ_{sg} и λ_{dg} можно рассчитать по формуле (2), ограничившись максимальной длиной серий, равной трем трассам:

$$\lambda_{sg} = 0 \times 0,166 + 1 \times 0,37 + 2 \times 0,29 + 3 \times 0,166 = 1,45$$

$$\lambda_{dg} = 0 \times 0,32 + 1 \times 0,47 + 2 \times 0,19 + 3 \times 0,015 = 0,89.$$

Результаты расчетов вероятности появления в парных следах максимальной серии из i трасс по формуле (1) представлены в таблице 3. Здесь же представлена аналогичная оценка вероятности формирования в непарных следах максимальной серии из i трасс.

Таблица 3. Вероятность максимальной серии из i трасс**Table 3.** Probability for the maximum CMS count of i strias

i	0	1	2	3
$P_{sg}(i)$	0,23	0,34	0,25	0,12
$P_{dg}(i)$	0,41	0,37	0,16	0,048

Далее был определен коэффициент правдоподобия как отношение вероятностей $L = P_{sg}/P_{dg}$. Результаты расчетов представлены в таблице 4.

Таблица 4. Коэффициент правдоподобия L **Table 4.** Likelihood ratio L

$L(0)$	$L(1)$	$L(2)$	$L(3)$
0,56	0,91	1,5	2,5

Из таблицы 4 видно, что в соответствии с CMS-методом критерием потенциальной тождественности исследуемого типа следов может выступать серия из трех трасс. При этом вероятность такого события не оценивается. Критерий, полученный в рамках CMS-метода, информирует, что если при сравнении следов наблюдается серия из трех трасс, то утверждение, что данные следы являются парными, намного более вероятно, чем обратное утверждение. Действительно, из 66 пар заведомо несовпадающих следов только в одном случае была получена серия из трех трасс.

Исследование следов методом вероятностной оценки

Эти же 114 пар следов были исследованы методом вероятностной оценки, который был подробно описан ранее [6, 7]. Данный метод основан на двух взаимно дополняющих моделях.

Первая идеализированная модель основана на концепции [6], где учитывается общее число трасс и число совпавших

трасс в сравниваемых следах без учета очередности их прохождения. Считается, что все трассы (в это понятие включены и интервалы между трассами) имеют одну ширину (среднюю) и могут занимать только определенные позиции (ячейки) в следе. Статистический анализ значений ширины трасс во вторичных следах на пулях, выстреленных из ПМ, АКМ, АК-74, показал, что средняя ширина трасс с учетом интервала между ними составляет порядка 20 мкм. Корректность применения данной модели определяется точностью оценки максимально возможного числа трасс в сравниваемых следах. Оценка вероятности случайного совпадения n трасс без учета последовательности выпадения их номеров определяется стандартной формулой вероятности:

$$P_{in}(A) = \left\{ \sum_{i=n}^{\min N_1, N_2} [C_{N_1}^i C_{N-N_1}^{N_2-n}] / C_N^{N_2} \right\} \quad (3)$$

где N_1 – количество трасс в первом следе; N_2 – количество трасс во втором следе; n – общее число совпадающих трасс; i – текущее значение от номера n до минимального значения из N_1 и N_2 ; N – количество возможных позиций; $N-N_1$ – число позиций 1-го следа, на которые могут попасть непарные трассы второго следа; N_2-n – число непарных трасс второго следа; $C_{N-N_1}^{N_2-n}$ – число сочетаний непарных трасс 2-го следа по числу позиций, которые они могут занимать; $C_{N_1}^i$ – число сочетаний по i из N_1 ; $C_N^{N_2}$ – число сочетаний по N_2 из N .

Данная модель удовлетворительно оценивает вероятность в случае малого и среднего числа трасс в сравниваемых следах. Обусловлено это тем, что в рамках данной модели не учитываются такие признаки, как ширина трасс. Таким образом, расчеты вероятности случайного совпадения n трасс с учетом их общего числа должны быть дополнены моделью, учитывающей (в некоторых пределах) ширину трасс.

Вторая модель опирается на идеи Г.Л. Грановского [5], в соответствии с которыми совмещенные следы рассматриваются как набор независимых друг от друга серий последовательно совпадающих трасс. Каждую серию можно представить как совпадающие области сравниваемых следов, имеющие одни и те же статистические характеристики: число трасс, расстояния между трассами, значения ширины трасс. Поэтому к каждой серии можно применить статистические методы оценки вероятности

случайного совпадения именно такого набора трасс.

Для учета ширины последовательно совмещенных трасс при оценке вероятности их случайного совпадения предложена следующая модель. Предположим, что в следе можно выделить три вида трасс, например шириной 4–10 мкм, 10–20 мкм и более 20 мкм. Пусть имеется серия из k подряд совпадающих трасс, причем пусть r_1 – число трасс с шириной 4–10 мкм в этой серии, r_2 – число трасс шириной 10–20 мкм и r_3 – число трасс шириной более 20 мкм. Тогда вероятность P случайного сочетания k трасс различной ширины для каждой серии можно определить следующим выражением [7]:

$$P = \frac{P_j(r_1, r_2, r_3)}{3^k}, \quad (4)$$

где $r_1 + r_2 + r_3 = k$; r_1 – число узких трасс; r_2 – число трасс средней ширины; r_3 – число широких трасс; k – общее число трасс в серии

$$P_j(r_1, r_2, r_3) = \frac{k!}{r_1! r_2! r_3!}.$$

Расчеты по формуле (4) позволяют оценить вероятность случайного совмещения серии, состоящей из i трасс, с учетом их ширины. Если все трассы одной серии имеют одну ширину, то вероятность такого события равна 1. Чем больше в серии трасс с разной шириной, тем меньше вероятность данного события. Следует отметить, что на практике при анализе серий важны не абсолютные значения ширины трасс, а четкая их дифференциация по ширине на два или три поддиапазона.

Если в сравниваемых следах несколько серий, то вероятности для каждой из них перемножаются как для независимых событий и вероятность будет определяться по формуле:

$$P_l = \prod_{j=1}^m \left\{ \frac{P_j(r_1, r_2, r_3)}{3^k} \right\}. \quad (5)$$

Итоговая формула оценки вероятности случайного совпадения трасс-признаков с учетом их ширины определяется следующим выражением:

$$P_{all}(A) = P_{in} P_l = \left\{ \sum_{i=n}^{\min N_1, N_2} C_{N_1}^i C_{N-N_1}^{N_2-n} / C_N^{N_2} \right\} \prod_{j=1}^m \left\{ \frac{P_j(r_1, r_2, r_3)}{3^k} \right\}. \quad (6)$$

По формуле (6) были рассчитаны вероятности как для парных совмещенных следов, так и для непарных наилучшим образом совмещенных следов. Из расчетов были исключены пары следов, у которых совмеща-

лось менее 35 % трасс, и следы, содержащие менее двух трасс, поскольку они обладали заведомо низкой для идентификации уникальностью.

Результаты расчетов, проведенных в соответствии с формулой (6), представлены в таблицах 5 и 6 в третьем столбце.

Таблица 5. Оценка совпадающих (парных) следов
Table 5. Evaluation of matching toolmarks

Номер пары следов	Оценка		
	CMS-методом*	Вероятностным методом	Экспертная**
1	+	$7,1 \times 10^{-6}$	+
2	+	$1,4 \times 10^{-6}$	+
3	–	1×10^{-5}	+
4	–	$4,7 \times 10^{-4}$	+
5	+	$4,8 \times 10^{-4}$	+
6	–	$4,8 \times 10^{-4}$	+
7	–	5×10^{-4}	+
8	+	$5,2 \times 10^{-4}$	+
9	–	$6,7 \times 10^{-4}$	+
10	–	$9,9 \times 10^{-4}$	+
11	–	$1,4 \times 10^{-3}$	+
12	–	$1,7 \times 10^{-3}$	+
13	+	$2,3 \times 10^{-3}$	+
14	–	$4,4 \times 10^{-3}$	+
15	+	$4,7 \times 10^{-3}$?
16	–	5×10^{-3}	+
17	–	5×10^{-3}	+
18	–	5×10^{-3}	?
19	–	5×10^{-3}	?
20	–	5×10^{-3}	?
21	–	$5,4 \times 10^{-3}$?
22	–	$6,9 \times 10^{-3}$?
23	–	$6,9 \times 10^{-3}$?
24	–	$8,1 \times 10^{-3}$?
25	–	$1,2 \times 10^{-2}$?
26	–	$1,8 \times 10^{-2}$?
27	–	$1,9 \times 10^{-2}$?
28	–	$2,2 \times 10^{-2}$?
29	–	$3,7 \times 10^{-2}$?
30	–	5×10^{-2}	?
31	–	$9,6 \times 10^{-2}$?
32–36	–	$(1-3) \times 10^{-1}$?

*– «+» обозначает присутствие серии из трех трасс и соответственно обоснование тождественности следов, «–» – отсутствие серии из трех трасс и соответственно невозможность обоснования тождественности сравниваемых следов.

** – «+» означает утверждение тождественности следов; «?» – вероятный положительный вывод; «–» – отсутствие тождественности следов.

Таблица 6. Оценка несовпадающих следов
Table 6. Evaluation of non-matching toolmarks

Номер пары следов	Оценка		
	CMS-методом	Вероятностным методом	Экспертная
1	–	$9,7 \times 10^{-3}$?
2	+	$1,7 \times 10^{-2}$?
3	–	$1,8 \times 10^{-2}$?
4	–	$2,7 \times 10^{-2}$	–
5	–	$2,8 \times 10^{-2}$?
6	–	$5,1 \times 10^{-2}$	–
7	–	$5,8 \times 10^{-2}$	–
8	–	$7,4 \times 10^{-2}$	–
9	–	$8,6 \times 10^{-2}$	–
10	–	$9,6 \times 10^{-2}$	–
11	–	0,1	–
12	–	0,1	–
13	–	0,11	–
14	–	0,16	–
15	–	0,2	–
16	–	0,2	–
17	–	0,27	–
18–30	–	0,27–0,4	–

По данным, представленным в таблицах 5 и 6, были построены зависимости относительного числа пар следов (f) от значений вероятности для совпадающих и несовпадающих следов (рис. 3).

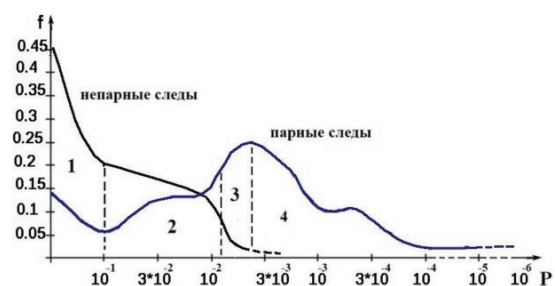


Рис. 3. Распределение вероятности случайного совмещения наборов трасс для парных и непарных следов

Fig. 3. Probability distribution for accidental agreement in series of striae for matching and non-matching toolmarks

Относительное число пар следов f определяется по формуле $f = m_i/m$, где m_i – число пар следов, для которых значения вероятности совмещения трасс лежат в выбранном интервале, например $0,4 - 1 \times 10^{-1}$; $1 \times 10^{-1} - 5 \times 10^{-2}$ и т. д.; m – общее число учитываемых пар следов.

На графиках (рис. 3) выделены четыре области, которые условно можно назвать следующим образом.

Зона неопределенности (1). Характеризуется тем, что невозможно количественно обосновать любой категорический вывод и достаточно сложно обосновать вероятный вывод. Здесь вполне возможна ситуация, когда в совмещенных парах как совпадающих, так и несовпадающих следов присутствует, например, по 4 и 7 трасс, а совпадает всего по 2 трассы. Фактически речь идет о случаях, когда формулирование какого-либо вывода не представляется возможным.

Зона формирования вероятного вывода (2). Категорический положительный вывод невозможно обосновать без анализа дополнительных признаков, например особенностей других следов, поскольку частота встречаемости с такими вероятностными характеристиками совпадающих и несовпадающих пар следов примерно одинакова.

Зона возможного обоснования категорического положительного вывода (3), поскольку частота встречаемости пар совпадающих следов с такими вероятностями намного больше частоты встречаемости непарных следов.

Зона уверенного обоснования категорического положительного решения (4), поскольку из 66 пар несовпадающих следов ни разу не встретилась вероятность случайного совмещения трасс менее 5×10^{-3} .

Следствием низкой информативности и относительно высокой вариативности исследуемых следов является практически невозможность обоснования категорического отрицательного вывода. Последнее утверждение обусловлено тем, что более 50 % пар следов (совпадающих и несовпадающих), совмещенных оптимальным образом, имеют не более одной-двух совпадающих трасс (табл. 1 и 2).

Исходя из анализа графиков, представленных на рис. 3, в качестве критерия количественного обоснования категорического положительного вывода вероятностным методом можно принять значение вероятности не более 5×10^{-3} .

Результаты и обсуждение

Сопоставление методов проводилось путем сравнения числа пропущенных тождественных следов, а также числа ложных выводов о тождественности несовпадающих следов, полученных при анализе каж-

дым методом одного и того же тестового набора. Для анализа были выбраны следы (парные и непарные), содержащие не менее двух трасс. Следы, содержащие менее двух трасс, были признаны непригодными к идентификации.

Для исследования возможных пропусков парных следов из тестового набора заведомо совпадающих следов экспертом было отобрано 16 пар, тождественность которых представлялась наиболее вероятной. В таблице 5 в столбце «Экспертная оценка» данные пары следов отмечены знаком плюс. Видно, что если за критерий тождественности следов взять значение вероятности равное 5×10^{-3} , то из 16 пар следов, тождество которых определено экспертом, не было пропущено ни одной пары. При этом не было сделано ни одного ложного положительного утверждения (табл. 6), поскольку вероятность случайного совмещения трасс во всех 66 парах несовпадающих следов более 5×10^{-3} .

Присутствие малого числа трасс в сравниваемых следах не всегда означает относительно высокую вероятность случайного совмещения. Например, на рис. 4 представлено изображение совмещения шести трасс на пулях, выстреленных из оружия с полигональным нарезом ствола. На поверхности каждой пули присутствует всего шесть трасс, и все они совмещаются (при совмещении потертостей от выступающих частей полигонального нареза). Расчеты, произведенные в соответствии с формулой (6), дают вероятность случайного совмещения порядка 10^{-8} , что позволяет считать данное событие уникальным и тем самым количественно обосновать тождество.

Применение CMS-метода к парам, тождество которых определено экспертом, показало, что из 16 пар, выделенных экспертом как совпадающие, 10 оказались пропущенными. При анализе данным методом заведомо непарных следов было допущено одно ложное положительное утверждение (для одной пары следов зафиксирована серия из трех совмещенных трасс). Следует отметить, что критерий тождественности следов дна нарезов АК-74 будет отличаться от аналогичного критерия для следов полей нарезов. Это обусловлено разной шириной следов (ширина нарезов в два раза больше ширины полей нарезов), а также иной выраженностью трасс в следах дна нареза.

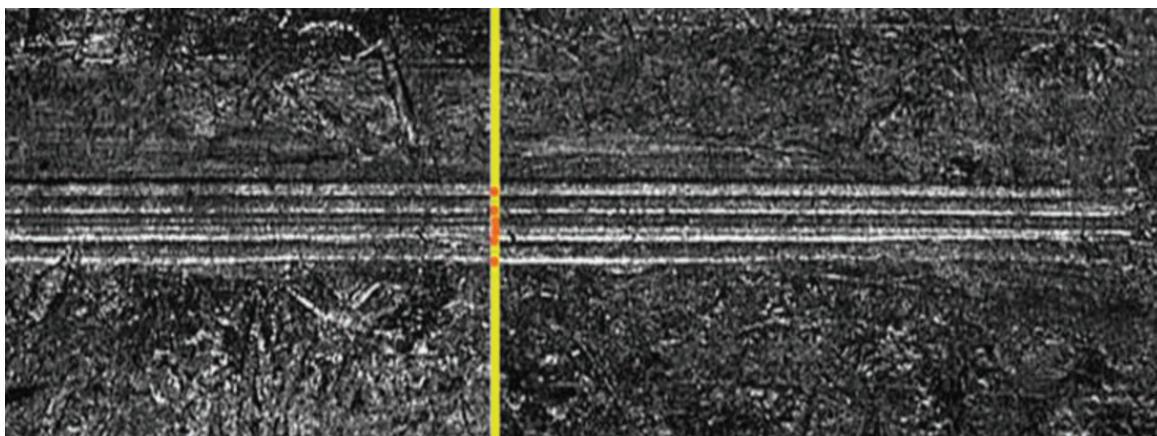


Рис. 4. Совмещение трасс от неоднородности микрорельефа поверхности канала ствола с полигональным нарезом

Fig. 4. Comparison of striations associated with the microtopography of a firearm bore with polygonal rifling

Заключение

Таким образом, вероятностная методика оценки тождественности вторичных следов на пулях, выстреленных из АК-74, является более эффективной. Проведенные исследования показали, что вероятность случайного совмещения комплекса трасс порядка 5×10^{-3} и менее, характерна для совпадающих следов и может использоваться в качестве порогового значения при обосновании категорического положительного вывода. Однако следует помнить, что нельзя полностью исключить такое совмещение трасс в несовпадающих следах. Поэтому эксперту при принятии категорического положительного вывода следует учитывать не только вероятностный критерий, но и «непротиворечивость» признаков в других следах на исследуемых пулях.

К недостаткам данного метода можно отнести необходимость подсчета общего числа трасс, числа совпадающих трасс и серий, а также необходимость проведения расчетов по формуле (6).

Проведенные исследования также показали практически невозможность обоснования категорического отрицательного вывода при сравнении следов с малым числом трасс.

Благодарности. Автор выражает благодарность П.В. Гиверцу за плодотворное обсуждение статьи и ценные замечания, а также руководству ООО «СДЦ Инжиниринг» за любезное предоставление АБИС POISC для сканирования пуль.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Heard B.J. Handbook of Firearms and Ballistics: Examining and Interpreting Forensic Evidence. 2nd ed. Wiley & Sons, 2008. 416 p. <http://doi.org/10.1002/9780470694589>
2. Biasotti A.A. Statistical Study of the Individual Characteristics of Fired Bullets // Journal Forensic Sciences. 1959. Vol. 4. No. 1. P. 34–50.
3. Zalewski E. Mathematics in Forensic Firearm Examination. N.Y.: Syracuse University, 2015. 64 p. https://surface.syr.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1838&context=honors_capstone
4. Aitken C., Taroni F. Statistics and the Evaluation of Evidence for Forensic Scientists. 2nd ed. N.Y.: John Wiley & Sons, 2004. 540 p. <http://doi.org/10.1002/0470011238>
5. Грановский Л.Г. Вероятностная оценка пригодности линейных (динамических) следов для идентификации. Методические рекомендации для экспертов. М.: НИИЛСЭ, 1985. 19 с.
6. Федоренко В.А., Сидак Е.В., Мыльцина О.А. Методика оценки уникальности комплексов трасс, совмещенных во вторичных следах //

REFERENCES

1. Heard B.J. Handbook of Firearms and Ballistics: Examining and Interpreting Forensic Evidence. 2nd ed. Wiley & Sons, 2008. 416 p. <http://doi.org/10.1002/9780470694589>
2. Biasotti A.A. Statistical Study of the Individual Characteristics of Fired Bullets. *Journal Forensic Sciences*. 1959. Vol. 4. No. 1. P. 34–50.
3. Zalewski E. *Mathematics in Forensic Firearm Examination*. N.Y.: Syracuse University, 2015. 64 p. https://surface.syr.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1838&context=honors_capstone
4. Aitken C., Taroni F. *Statistics and the Evaluation of Evidence for Forensic Scientists*. 2nd ed. N.Y.: John Wiley & Sons, 2004. 540 p. <http://doi.org/10.1002/0470011238>
5. Granovskii G.L. *Probabilistic assessment of linear (dynamic) traces for identification. Methodological recommendations for experts*. Moscow: VNIIE. 1985. 19 p. (In Russ.)
6. Fedorenko V.A., Sidak E.V., Myltsyna O.A. The Method of the Estimation of Uniqueness of Route Complexes in Secondary Traces. *Izv. Saratov*

- Изв. Саратов. ун-та. Нов. сер. Сер.: Экономика. Управление. Право. 2018. Т. 18. Вып. 2. С. 217–221. <http://doi.org/10.18500/1994-2540-2018-18-2-217-221>
7. Федоренко В.А., Навроцкая Е.В. Критерии и алгоритм оценки уникальности комплексов совпадающих трасс в следах на выстреленных пулях // Информационные технологии и вычислительные системы. 2019. № 1. С. 110–120. <http://doi.org/10.14357/20718632190110>
- Univ. (N.S.), Ser.: Economics. Management. Law. 2018. Vol. 18. Issue 2. P. 217–221. (In Russ.).* <http://doi.org/10.18500/1994-2540-2018-18-2-217-221>
7. Fedorenko V.A., Navrotskaya E.V. Criteria and algorithm of the evaluation of the uniqueness of the complexes of matching tracks in the traces on the shot bullets. *Journal of Information Technologies and Computing Systems*. 2019. No. 1. P. 110–120. (In Russ.). <http://doi.org/10.14357/20718632190110>

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРЕ

Федоренко Владимир Александрович – к. ф.-м. н. доцент, заведующий учебно-научной лабораторией криминалистического материаловедения Саратовского национального исследовательского государственного университета им. Н.Г. Чернышевского; e-mail: fed77@yandex.ru

ABOUT THE AUTHOR

Fedorenko Vladimir Aleksandrovich – Candidate of Mathematics, Associate Professor, Head of the Training and Research Laboratory of Forensic Materials Science, Saratov State University; e-mail: fed77@yandex.ru

Статья поступила: 23.05.2019

Received: 23.05.2019